



Research Paper

# A Study on Changes in Industrial Value Added Response to Oil Prices in Korean

Yoon Kyung Kim<sup>1</sup>, Ji Whan Kim<sup>2,\*</sup>

<sup>1</sup>Professor, Department of Economics, Ewha Womans University, Seoul, Korea

<sup>2</sup>Senior Researcher, Future Geo-Strategy Research Center, Korea Institute of Geoscience and Mineral Resources, Daejeon, Korea

\*Corresponding author : kjiwhan@kigam.re.kr

## ARTICLE INFORMATION

Manuscript received 28 April 2023

Received in revised form 29 June 2023

Manuscript accepted 4 July 2023

Available online 30 August 2023

DOI : <http://dx.doi.org/10.9719/EEG.2023.56.4.447>

## Research Highlights

- The changes in the influence of oil prices on producer prices, consumer prices, and value added during the period before and after 1998 were empirically analyzed.
- The effect of oil prices on consumer prices in the relationship between consumer prices and producer prices, it was confirmed that the impact of oil prices on consumer prices has eased since 1998.
- The effect of producer prices on value added in the industrial sector by dividing them into petroleum products and non-petroleum products, it was confirmed that the impact of petroleum product prices on industrial value added has been mitigated since 1998.

## ABSTRACT

Even after 2000, oil prices rose enough to be comparable to the past, but the impact on economic variables was relatively stable. Therefore, this study tries to empirically examine that the response of the Korean economy to oil prices has changed since the 1998 financial crisis, when there was a structural change in the Korean economy.

Through empirical analysis, it was tested that the influence of oil prices and producer prices on consumer prices had changed in the period before and after 1998, and that the influence of producer prices on the value-added ratio by industry sector also changed. This means that the transfer of the increase in production cost to consumer prices has been alleviated, and the impact on added value has also been alleviated. Various studies should be conducted to understand the causes of the empirical results, such as changes in the relationship between producer prices and consumer prices, factors in the industrial sector due to rising oil prices, and changes in products.

**Keywords** : oil price, industry sectoral value added, cpi, ppi, panel cointegration regression

**Citation**: Kim, Y.K., Kim, J.W. (2023) A Study on Changes in Industrial Value Added Response to Oil Prices in Korean. Korea Economic and Environmental Geology, v.56, p.447-456, doi:10.9719/EEG.2023.56.4.447.

✉ Journal homepage: <http://www.kseeg.org/main.html>

This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided original work is properly cited.  
pISSN 1225-7281; eISSN 2288-7962/©2023 The KSEEG. Printed by Hanrimwon Publishing Company. All rights reserved.

## 연구논문

# 한국경제의 유가에 대한 산업부가가치 반응변화 연구

김윤경<sup>1</sup> · 김지환<sup>2,\*</sup>

<sup>1</sup>이화여자대학교 경제학과 교수

<sup>2</sup>한국지질자원연구원 미래전략연구센터 선임연구원

\*책임저자 : kjiwhan@kigam.re.kr

## 요 약

2000년 이후에도 유가상승은 과거에 비견될 수 있을 만큼 상승하였으나 경제성장, 소비 등 경제변수들에 미치는 영향은 상대적으로 안정적인 모습을 보였다. 이에 본 연구는 우리 경제에 구조변화가 있었던 1998년 외환위기 시점을 기준으로 유가에 대한 우리 경제의 반응이 변화하였음을 실증적으로 보이고자 한다.

실증분석을 통해 1998년을 기준으로 전후 기간에 대해 유가 및 생산자물가가 소비자물가에 미치는 영향이 변화하였음을 확인하였고, 이어 산업부문별 부가가치율에 생산자물가가 미치는 영향도 변화하였음을 확인하였다. 이는 생산비용 상승의 소비자 가격에 전가가 완화되었으며 부가가치에도 영향이 완화되었음을 의미한다. 실증분석 결과의 원인에 대해서는 생산자물가와 소비자물가 간의 관계변화 및 그 원인, 유가상승에 따른 산업부문의 요소투입 및 생산품 변화 등 다양한 접근의 연구가 수행되어야 할 것이다.

**주요어 :** 유가상승, 산업부문 부가가치, 소비자물가, 생산자물가, 패널 공적분 검정

## 1. 서 론

유가상승은 일반적으로 물가인상, 실질임금 하락 및 실업률 상승, 소비둔화 및 이자율 상승으로 진행되며 경제 성장을 둔화시키는 것으로 알려져 있다.

원유는 대체성이 낮아 일반 상품과 다르며, 경제활동에 필요로 하는 에너지 및 필수 원료로서 폭넓게 이용되기 때문에 그 가격변화 또한 경제 일반에 광범위한 영향을 준다(BOK, 2009). 원유수입국인 우리 경제에도 유가상승은 가계 구매력 감소와 기업 생산비용 증가를 유발한다(KDI, 2021). 국내외 많은 연구들 역시 이와 같은 유가상승의 영향 경로를 전제로 유가변화와 경제활동 사이의 음의 관계를 인정해 왔으며, 세계경제 및 각국경제에 있어서 석유나 유가는 중요한 변수로서 그 영향력이 매우 크다(Taghizadeh-Hesary et al., 2019).

중전의 유가연구는 1970-1980년대 1, 2차 유가충격 발생으로 유가와 거시경제 간의 영향관계에 초점을 두어 진행되었다. 당시 우리나라도 유가충격의 영향으로 강한 경제적 압박을 받았으며, 이는 다양한 유가충격 완화정책을 갖추는 계기가 되기도 하였다. 유가와 경제활동 간 관계에 관해 Pierce and Enzler(1974), Rasche and Tatom(1977), Mork and Hall(1980), Bruno and Sachs(1982), Darby(1982), Shigehara(1982), Vangrevelinghe(1982), Burbridge and Harrison(1984) 등 많은 연구들은 유가의 국민소득, 물가

등 거시경제에 대한 영향에 관해 이론적, 실증적 분석을 시도하였다. 또한 Mork(1989), Lee et al.(1995) 및 Hooker(1996) 등은 인과관계 검정을 통해 유가와 총산출 및 실업에 대한 인과관계를 연구하였다. Hamilton(1983, 1996)은 구조변화 및 인과관계의 실증연구를 통해 유가충격이 물가를 상승시키고, 실질생산을 위축시켜 왔음을 보였다. 같은 맥락에서 Bhattacharya and Bhattacharya(2001)은 기존의 유가충격기는 전형적으로 비용인상 인플레이션이 총산출과 교역조건 변화를 일으킨 경제충격으로 보았다.

Kim et al.(1999)은 유가와 경제활동 사이에 음의 관계가 존재함을 전제하여, 유가충격의 전달경로로 공급충격을 설정하였으며 국제유가가 변화하였을 때 국내 경제변수들의 변화에 대해 DSGE(Dynamic Stochastic General Equilibrium) 모형을 기반으로 추정하였다. 그 결과 국제유가 약 25% 상승은 국내총생산 0.44% 하락, 소비자물가 1.62% 상승 변화를 초래하는 것으로 나타났다. Lee and Jung(2002)는 외환위기가 발생한 1997년 말까지의 자료를 이용하여 유가, M2(광의 통화량), 국내총생산, 소비자물가의 4변수를 도입한 오차수정 모형을 추정한 결과, 유가상승충격이 유의하게 국내총생산을 위축시키고 물가를 상승시킨다는 결과를 도출하였다.

한편 2000년 이후의 유가상승은 이전의 유가충격과는 달리 상대적으로 영향이 약해졌는데, 따라서 연구주제도 유가충격의 영향변화, 유가충격기 경제위축의 추가 원인

탐색 등으로 확대되었다. Hooker(2002), De Gregorio et al.(2007), Herrera and Pesavento(2007), Edelstein and Kilian(2007) 등은 유가충격의 효과가 환율반응의 변화, 산업구조의 변화 등을 매개로 변화하고 있다는 점에 초점을 둔 연구결과를 제시하였다. 또한 Blanchard and Gali(2007)는 국민소득과 물가수준에 대한 유가의 충격이 1984년 이전에 비해 1/3 정도로 감소하였음을 보였는데, 기술진보, 생산성향상, 생산요소 중 원유비중 감소, 노동시장 유연화, 통화정책 효율성 향상 등의 긍정적 효과의 결과로 보았다.

국내에서도 우리나라를 대상으로 한 유가충격 관련 연구들이 있는데, Lee(2011)는 GDP에 대한 유가충격의 부정적 효과는 1990년대 말부터 약화되며, 이러한 거시경제변수의 반응변화는 세계경제의 변화 등 외생적 요인 외에 국내 고환율, 저금리 정책과 산업구조 변화의 국내 요인과 밀접한 관련을 갖는 것으로 보았다. Rhee et al.(2012), Shin et al.(2015) 등은 2000년대 이후 유가 및 에너지 소비변화에 대한 우리 경제의 변화 가능성을 언급하였다.<sup>1)</sup>

BOK(2009)는 유가 상승기 우리나라의 물가수준 추이

는 70-80년대와 2000년 이후 간에 상이한 양상을 보이는데, 2004년부터 시작된 유가 상승기는 70-80년대 이상의 상승을 보였으나 국내총생산의 명확한 감소는 나타나지 않았으며 물가수준은 상대적으로 안정적이었다고 보았다. 이처럼 1997년부터 시작된 경제위기를 전후로 우리나라 거시경제 시계열의 구조변화 가능성을 분석한 연구들은 Lee(2002), Yoon and Kim(2006) 등을 들 수 있는데(Shin et al., 2015), 석유 등 에너지와 관련한 연구들도 유사한 구조변화 가능성을 인정한 연구들을 발표하였다. 아울러 이들 중 BOK(2009), Lee(2011), Shin et al.(2015)은 1998년을 변화시점으로 보았다.<sup>2)</sup>

1, 2차 유가충격이 발생했던 1970년대부터 최근, COVID-19 이전까지의 유가와 성장률 추이를 보면 Fig. 1과 같다. Fig. 1은 실질/명목 유가와 GDP(Gross Domestic Product) 성장률 추이인데, 1971~2019년 기간 중 성장률이 음의 값을 기록한 것은 2차 오일쇼크와 동아시아 금융위기 기간뿐이다. 1차 유가충격은 우리나라 경제에 미치는 영향이 크지 않았는데, 당시 우리나라 경제의 공업화 수준이나 석유 의존도가 낮았고 생산물의 수출도 미미해 해외의 경제 충격으로부터 큰 영향을 받지 않았기 때문이다(BOK 2009).<sup>3)</sup>

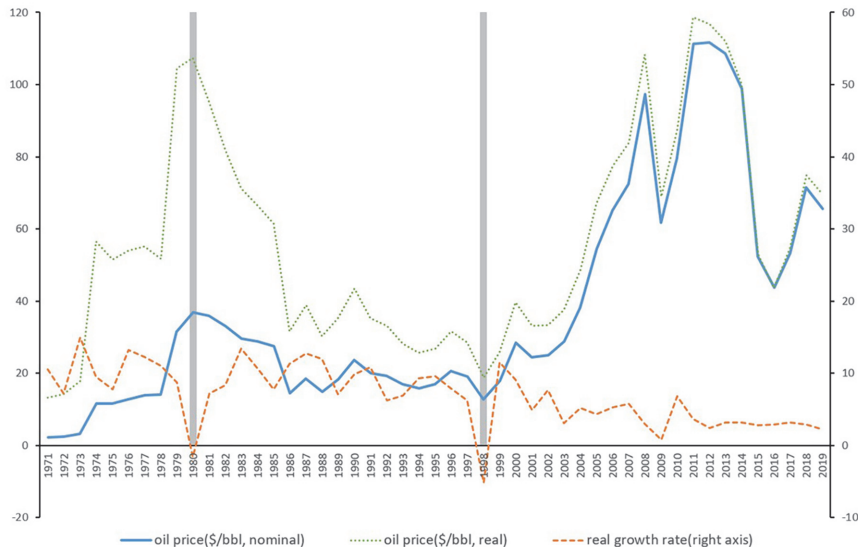


Fig. 1. Oil price and GDP growth rate : 1971~2019.

<sup>1)</sup>Shin et al.(2015)는 에너지 소비 변동성의 변화를 분석하였는데, 이는 기술변화에 따른 생산비용 변화를 통해 유가변화에 대한 우리 경제의 반응변화 가능성을 제시한다고 볼 수 있다.

<sup>2)</sup>통계학적 방법을 이용한 시점 확인 과정이 동반되기도 하였으나 국제유가 추이와 국내 경제변수 움직임을 통해 확인하기도 하였다. Lee(2011)는 1998년 1분기를, BOK(2009), Shin et al.(2015)은 1998년 12월을 선택하고 있다.

<sup>3)</sup>당시 상당한 석유 공급부족이 발생하였으며, 정부의 친아랍성명 발표, 호남정유, 칼텍스 등을 통한 긴급 물량확보, 다양한 에너지 절약운동 등 다양한 노력이 있었다. 2차 오일쇼크에 비해 상대적으로 경제충격이 크지 않았다는 것으로 미미한 영향에 불과하다는 의미는 아니다.

2000년 이후 유가충격은 보다 점진적인 상승세를 보였으며, 실질치 기준으로 2차 유가충격 이상의 값을 보였고 경제성장률은 여전히 양의 값으로 지속되는 모습을 보였다.

한편, BOK(2009)는 우리경제가 실질임금이나 인플레이션보다 실질한계비용에 더 많은 영향을 받으며, 에너지의 해외의존도가 높아 실질한계비용은 실물변수나 노동시간보다 유가상승으로부터 더 많은 영향을 받으며 비용인상 인플레이션 가능성이 더 높음을 실증연구로 밝혔다. 이에 생산자물가와 소비자물가의 추이를 보면, 1998년 이후 소비자물가는 생산자물가와 달리 유가 상승기에 낮은 상승률을 보여 이전까지와 다른 움직임을 보이고 있음을 언급하였다.

Fig. 2는 생산자물가지수(Producer Price Index, ppi)와 소비자물가지수(Consumer Price Index, cpi)의 유가 상승기 움직임을 표시하였다. 1998년 전과 후 기간의 유가 상승기 생산자물가의 움직임과 소비자물가의 움직임을 비교해 보면, 1998년 이후 기간에 소비자물가는 생산자물가의 움직임에 비해 완만한 추이를 보이고 있다.

유가상승은 실질임금이나 실업률 그리고 소비둔화, 이자율 상승 등 경제에 영향을 미치는데, 유가상승 자체는 생산비용을 상승시키지만 생산비용 상승을 소비자물가에 전달시키지 않는다면 관련 경제변수에 미치는 영향을 완화시킬 수 있다. 유가상승으로 인한 생산자물가 상승기에 소비자물가의 상대적 안정은 부가가치가 유지되는 조건 하에서 유가상승의 파급효과가 완화되는 것이므로 부가가치 추이를 살펴봐야 한다. 이와 같은 과정을 통해 2000년 이후 유가변화에 대해 우리 경제가 상대적으로 완만한 영향을 받게 되었는지 파악할 수 있다.

석유라는 대체성이 낮은 생산요소의 가격변동이 경제에 미치는 영향 및 그 채널(전달경로)에 관심을 두고, 생

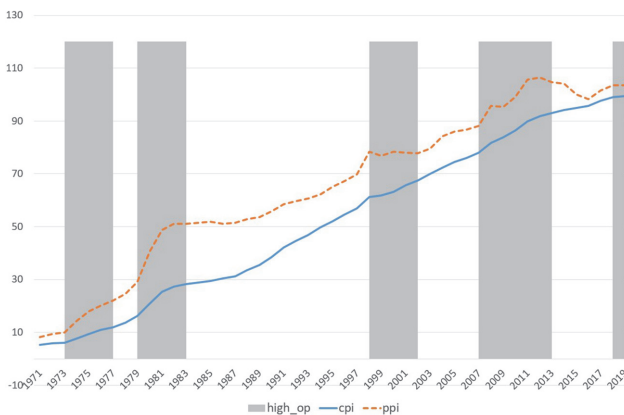


Fig. 2. Trend of ppi and cpi.

산비용 상승이 소비자물가 상승의 경로를 통해 경제에 영향을 주는 과정 및 결과를 분석하는 종래의 연구들에 비해 본 연구는 근래 유가변동의 영향이 완화되는 모습을 보이는 우리경제에 대해 유가충격의 전달경로 중 물가와 부가가치에 미치는 영향의 변화를 확인하고자 한다. 본 연구는 이러한 배경에서 우리경제의 유가상승에 대한 물가 및 부가가치 추이변화를 살펴본다. 이하에서는 최소승법(ordinary least square, OLS)을 통해 생산자물가와 소비자물가의 관계를 검토하고, 이어 우리나라 산업 부문 부가가치의 유가변화에 대한 반응추이를 확인한다.

## 2. 실증분석

실증분석에서는 소비자물가에 대한 생산자물가의 관계 변화와 유가에 대한 부가가치 변화를 확인한다. 유가 상승기에 생산자물가와 유가의 변화가 소비자물가에 미치는 영향이 1998년 이후에 상대적으로 완화되었고, 산업 부가가치 측면에서도 유가 상승으로 인한 부가가치 감소가 완화된다면 유가 상승기 우리경제는 과거에 비해 유가상승의 영향을 덜 받고 있다 할 수 있을 것이다.

### 2.1. 생산자물가와 소비자물가의 관계

물가는 공급과 수요가 균형을 이루는 가격들의 집합을 의미하는 것으로, 공급측에서만 결정할 수 있거나 수요측에서만 결정할 수 있는 것은 아니다. 특정 생산요소의 가격변화는 총생산비 중 비율에 따라서, 요소대체 가능성 여부에 따라서, 생산품 대체 가능성 등에 따라서 소비자에게 미치는 영향이 달라진다.

본 절에서는 생산자물가와 소비자물가의 관계변화 여부를 실증적으로 검토한다. 생산자물가는 소비자물가에 상당부분 영향을 주는데, 본 연구는 선행연구들의 논의에 따라 1998년을 기준으로 전, 후 기간에 변화가 발생했음을 전제로 양자의 관계를 검토한다. 회귀식은 생산자물가와 유가가 소비자물가에 미치는 영향 정도를, 그리고 1998년을 기준으로 전, 후 간에 차이가 있는지를 확인할 수 있도록 eq. 1과 같이 설정하였다.

$$cpi_t = \alpha + (\beta_1 + \beta_2 D_{oph} + \beta_3 D_{post} D_{oph}) ppi_t + (\beta_4 D_{oph} + \beta_5 D_{post} D_{oph}) op_t + \beta_6 cpi_{t-1} \quad (eq. 1)$$

eq. 1에서  $cpi$ ,  $ppi$ ,  $op$ 는 각각 소비자물가지수, 생산자물가지수, 유가지수를 표시하며,  $D_{oph}$ ,  $D_{post}$ 는 각각 고유가 시기, 1998년 이후에 1로 입력된 더미변수이다. 각 설명변수들의 자료는 한국은행이 제공하는 평균 물가 자료

를 이용하였고,<sup>4)</sup> COVID-19 발생 이전까지인 1971년~2019년을 대상기간으로 하였다.  $\beta_1$ 은 전체 기간에 대해 생산자물가가 소비자물가를 설명하는 모수,  $\beta_2$ 는 전체 기간 중 고유가<sup>5)</sup> 시기에 대한 생산자물가의 모수,  $\beta_3$ 는 1998년 이후의 고유가 시기에 대한 생산자물가의 모수,  $\beta_4$ 는 전체 기간 중 고유가 시기의 유가가 소비자물가를 설명하는 모수,  $\beta_5$ 는 1998년 이후의 고유가 시기에 대한 유가의 모수이다. 이로써 1998년 이전과 이후에 생산자물가 및 유가의 소비자물가에 대한 영향변화 및 1998년 이전과 이후 고유가시기의 생산자물가 및 유가의 소비자물가에 대한 영향변화를 추정할 수 있다.

eq. 1의 추정은 연자료(annual data, 변수별 49개 관측치)를 이용한 경우, 월자료(monthly data, 변수별 588개 관측치)를 이용한 경우에 대해 수행하였다. 연자료의 경우 해당 기간에 대해 ADF(Augmented Dickey Fuller) test 결과 안정시계열(stationary process)로 나타났으나, 월자료의 경우 동일 기간에 대해 I(1) process로서 cpi, ppi, 유가변수 간 공적분 관계를 갖는 것으로 나타났다. 이에 연자료에 대해 HAC(Newey-West) 방법을 적용한 OLS 추정결과와 월자료에 대한 공적분 회귀 결과를 제시한다.<sup>6)</sup>

연자료 추정결과에 따르면(Table 1), 1998년 이전의 소비자물가는 생산자물가와 양의 유의한 관계를 갖는데, 유

가가 상승한 기간에는 생산자물가와와의 관계가 감소하고 ( $\beta_1+\beta_2=0.0376$ ), 유가에 대해 유의한 양의 값  $\beta_4(=0.0397)$  만큼 받는 것으로 나타났다. 1998년 이후의 소비자물가는 유가가 상승한 기간에 대해 생산자물가와와의 관계가 감소하고( $\beta_2+\beta_3=-0.0116$ ), 유가변화와의 관계도 유의하게 감소( $\beta_4+\beta_5=0.0123$ )하는 것으로 나타났다. 이는 1998년 이후에 소비자물가는 기본적으로 생산자물가의 영향을 받지만, 유가 상승기에 있어서는 1998년 이전 기간에 비해 생산자물가의 영향도 감소하고 유가변화의 영향도 감소하였음을 의미한다.

관련 변수가 모두 월자료를 이용할 수 있기에 월자료를 이용해 같은 관계를 갖는지 검토하였다. 각 변수의 월자료는 모두 I(1) 시계열로 나타났으며, 공적분 검정결과 변수들 간에 공적분관계가 존재하는 것으로 나타나 임의의 선형결합이 안정적임을 확인하였다. 따라서 eq. 1에 대해 전통적 회귀 방법을 적용할 수 있으므로 자기상관성을 고려한 단순회귀를 통해 추정할 수 있으며 그 결과는 Table 2에 제시하였다. 월자료를 이용한 분석결과에서도 1998년 이전의 소비자물가는 생산자물가와 양의 유의한 관계를 갖는데, 유가가 상승한 기간에는 생산자물가와와의 영향이 감소하고, 유가에 대해 유의한 양의 영향을 받는 것으로 나타났다. 1998년 이후의 소비자물가는 유

**Table 1.** OLS with HAC(Newey-West Std.) test result of eq 1.(annual)

Parameter	Coefficient	Newey and West Std. Error	Prob.
$\alpha$	- 0.4349	0.0888	0.2265
$\beta_1$	0.1081***	0.0337	0.0025
$\beta_2$	- 0.0705***	0.0232	0.0041
$\beta_3$	0.0589**	0.0274	0.0368
$\beta_4$	0.0397***	0.0120	0.0020
$\beta_5$	- 0.0274*	0.0172	0.0581
$\beta_6$	0.9047***	0.0367	0.0000
R-squared	0.9983	Adjusted R-squared	0.9982
Durbin-Watson stat.	1.4710	Prob.(F-statistic)	0.0000

Note : \*\*\*, \*\* and \* denote significance at the 1%, 5% and 10% levels, respectively.

<sup>4)</sup>ADF-test 결과에 따르면, 이 변수들은 연단위 자료는 안정(stationary) 시계열로 나타나 별도의 안정화 과정은 적용하지 않았다.  
<sup>5)</sup>본고에서 고유가 시기는 BOK(2009), KDI(2021) 등을 참조하였으며, 2008년 이전에 대해서는 BOK(2009)를 원용하였고, 이후에 대해서는 유가추이를 고려하여 월평균치 및 연평균치 상승에 대해 고유가 시기로 판단하였다. 구체적으로, 2009년 1월~2014년 7월, 2016년 2월~2017년 1월, 2017년 7월~2018년 10월, 2019년 2월~2019년 5월, 2019년 11월~2019년 12월을 고유가 시기로 판단하였으며, 연자료를 적용한 경우 6월 이상 고유가 시기에 해당되는 해를 고유가 시기로 판단하였다.  
<sup>6)</sup>본 연구는 변수 상호 간 영향관계나 충격의 지속성 분석보다 ppi가 cpi에 미치는 영향 추이에 초점을 두므로 OLS를 적용하였다. 또한 연자료의 경우 ADF test에서 I(0) 시계열로 나타났으나 Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test를 2 lags 조건에서 시행한 결과 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났으며, 모두 물가변수임을 고려해 계열상관의 문제를 완화할 수 있는 HAC(Newey-West) 편차를 적용한 OLS를 시행하였다.

**Table 2.** OLS with HAC(Newey-West Std.) test result of eq 1.(monthly)

Parameter	Coefficient	Newey and West Std. Error	Prob.
$\alpha$	7.0459**	3.7033	0.0576
$\beta_1$	0.7267***	0.1928	0.0002
$\beta_2$	- 0.0053**	0.0024	0.0292
$\beta_3$	0.0063**	0.0025	0.0119
$\beta_4$	0.0117**	0.0050	0.0200
$\beta_5$	- 0.0117**	0.0050	0.0199
$\beta_6$	0.9920***	0.0019	0.0000
R-squared	0.9999	Adjusted R-squared	0.9999
Durbin-Watson stat.	1.3930	Prob.(F-statistic)	0.0000

Note : \*\*\*, \*\* and \* denote significance at the 1%, 5% and 10% levels, respectively.

가가 상승한 기간에 대해 생산자물가와의 관계가 감소하고( $\beta_2+\beta_3=0.0001$ ), 유가변화와의 관계도 유의하게 감소( $\beta_4+\beta_5=0.0000$ )하는 것으로 나타났다.<sup>7)</sup>

## 2. 유가 상승기의 산업부문 부가가치 변화

산업 부가가치 변화를 추정하기 위해 한국은행이 제공하는 경제활동별 국내 총부가가치와 요소소득 자료를 이용한다. 이 자료는 27개 산업부문을 구분되어있고 각 산업별 총산출, 중간소비, 부가가치, 기타 생산세 및 보조금, 고정자본소모, 요소소득, 피용자보수, 영업잉여 항목으로 구성되어 있는 연단위 자료이다. 여기서 부가가치는 요소소득, 피용자보수, 영업잉여를 포함한다. 산업 부가가치의 유가에 대한 반응을 확인하기 위해 본 연구는 부가가치를 생산자물가와 유가로 설명하는 eq. 2와 같은 회귀식을 이용한다.

$$VA_i = \theta + (\gamma_{1i} + \gamma_{2i}D_{post})\pi_{pet} + (\gamma_{3i} + \gamma_{4i}D_{post})\pi_{nopet} \quad (\text{eq. 2})$$

eq. 2는 부가가치율을 석유제품 가격지수<sup>8)</sup>와 석유제품을 제외한 생산자물가지수로 설명하는 형태이다. 부가가치율은 생산자물가와 유가로 설명되는데, 1998년 이전과 이후에 변화가 있었다는 것을 전제하여 추정하며,  $\gamma_2$ ,  $\gamma_4$ 가 유의하게 추정되면 변화를 인정할 수 있다. 하첨자  $i$ 는 전체산업, 제조업, 비제조업, 서비스업을 대상으로 한다.

27개 산업별 자료를 이용하므로 패널분석 형태로 진행하며, 설명변수 간에 상관관계<sup>9)</sup>가 있을 수 있고, 각 변수들이 불안정시계열(non-stationarity)이고 공적분을 가질 수 있으므로 panel FMOLS(Panel-Fully Modified OLS)<sup>10)</sup> 방법을 이용한다. FMOLS 방법은 serial correlation, 내생성, 이분산 등 시계열 변수들이 유발할 수 있는 편의(bias)를 교정하는 유용한 방법이다(Erdal and Erdal, 2020). panel FMOLS를 적용을 확인하기 위해 단위근 검정과 공적분 검정을 먼저 시행하며, 단위근과 공적분 관계가 확인되면 FMOLS를 이용해 추정한다.<sup>11)</sup> 산업부문별 자료이므로 27개 산업을 모두 적용한 것, 제조업 13개와 서비스업 8개 그리고 서비스업을 포함한 비제조업 14개 산업으로 구분하여 추정을 진행한다.<sup>12)</sup>

<sup>7)</sup>월자료를 이용한 경우, 모든 변수가 I(1) 시리트로 나타났으며, 공적분 관계를 갖는 것으로 나타났다. 공적분 관계를 갖는 경우 OLS를 적용하였을 때, 가성회귀, 내생성의 문제를 일으키지 않으며 일치추정량을 산출한다(Bae, 2014). 계열상관의 문제는 효율성(efficiency)을 저해시킬 수 있으므로 Newey-West 표준편차를 이용한 유의도를 적용하였다. 한편, 공적분 관계에 있으므로 공적분 분석이 가능한데, 시행한 결과는 추정계수와 유의도 모두 OLS 결과와 일치하였다.

<sup>8)</sup>석유제품 가격지수를 적용한 결과를 제시하였다. 본 연구에서 원유의 수입가격지수를 적용하여 동일한 실증분석을 수행하였는데, 유사한 결과가 산출되었다. 석유제품 가격지수를 적용했을 때에 비해 원유의 수입가격지수를 적용했을 때 10-20% 정도 작은 추정 값(절대치 기준)이 산출되었을 뿐 전체 모형이나 개별 추정계수의 유의도에는 차이가 없었다.

<sup>9)</sup>산업별로 정도의 차이는 있겠으나, 일반적으로 유가와 그 외 생산요소 가격 간에 다양한 상관관계 혹은 공행성이 있는 것으로 알려져 있다.

<sup>10)</sup>이와 같은 변수 특성에 대해 2차 편의를 방지하기 위해 DOLS(Dynamic OLS)와 FMOLS를 많이 이용하는데, 전자는 원 공적분 식에 차분된 설명변수의 전후기 시차변수를 추가하며, 후자는 종속변수에 대해서 장기 공분산행렬을 이용해 자료를 변형하는 형태이다.

<sup>11)</sup>추정량 혹은 통계량 도출방법은 Pedroni(2000)을 참고하라.

<sup>12)</sup>13개 제조업은 음식료품 및 담배 제조업, 섬유 및 가죽제품 제조업, 목재, 종이, 인쇄 및 복제업, 석탄 및 석유제품 제조업, 화학제품 제조업, 비금속광물제품 제조업, 1차 금속제품 제조업, 금속제품 제조업, 기계 및 장비 제조업, 전기 및 전자기기 제조업, 정밀기기 제조업, 운송장비 제조업, 기타 제조업이며, 이외 14개 산업 중 공공부문으로 분류할 수 있는 공공행정 및 국방, 보건 및 사회복지서비스업 그리고 농림어업, 광업, 건설업, 전기가스 및 수도사업을 제외한 8개 산업-도소매 및 음식숙박업, 운수 및 보관업, 금융 및 보험업, 부동산 및 임대업, 정보통신업, 사업서비스, 교육서비스업, 문화 및 기타서비스업-을 서비스업으로 분류하였다.

**Table 3.** Unit root test of value-added rate

Level	VA 27 cross		VA manu(13)		VA non-manu(14)		VA ser(8)	
	Statistic	Prob.	Statistic	Prob	Statistic	Prob	Statistic	Prob
IPS	-1.4693	0.0709	-0.6590	0.2550	-1.4055	0.0799	-0.7448	0.2282
ADF	65.3276	0.1389	30.7373	0.2382	34.5903	0.1821	16.7100	0.4046
PP	67.3235	0.1052	33.4891	0.1484	33.8343	0.2064	16.3191	0.4309
1st difference	Statistic	Prob.	Statistic	Prob	Statistic	Prob	Statistic	Prob
IPS	-18.7609	0.0000	-14.1255	0.0000	-12.4422	0.0000	-9.0517	0.0000
ADF	430.7390	0.0000	228.5590	0.0000	202.1810	0.0000	109.9470	0.0000
PP	774.8000	0.0000	400.0100	0.0000	374.7900	0.0000	221.0270	0.0000

FMOLS의 추정량은 eq. 3과 같다.

$$\beta_{NT}^* - \beta = \left( \sum_{i=1}^N L_{22i}^{-2} \sum_{i=1}^T (x - \bar{x})^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N L_{11i}^{-1} L_{22i}^{-1} \left( \sum_{i=1}^T (x - \bar{x}_i) \mu^* - T \gamma_i \right) \quad (\text{eq. 3})$$

where

$$\mu^* = \mu - \frac{\widehat{L}_{21i}}{\widehat{L}_{22i}} \Delta x, \quad \widehat{\gamma}_i = \widehat{\Gamma}_{21i} \widehat{\Omega}_{21i}^{-1} - \frac{\widehat{L}_{21i}}{\widehat{L}_{22i}} \left( \widehat{\Gamma}_{22i} + \widehat{\Omega}_{22i}^{-1} \right)$$

and  $\widehat{L}_i$  was the lower triangulation of  $\widehat{\Omega}_i$

추정은 총산출 대비 부가가치 비율인 부가가치율을 종속변수로 하며, 부가가치액은 총산출에서 중간투입액을 제한 것과 같다. 분석에 사용된 변수들의 단위근 검정결과는 Table 3 및 Table 4와 같다. Table 3에서 VA는 부가가치율을 표시하며, 좌측부터 전체산업, 제조업, 비제조업, 서비스업 부가가치율의 단위근 검정결과이다. 단위근 검정법은 Im, Pesaran and Shin(2003)(이하 IPS), MAddala and Wu(1999)(이하 ADF) 그리고 Choi(2001)(이하 PP)의 3가지를 적용한다.<sup>13)</sup>

검정결과에 따르면, 분석에 이용된 모든 변수는 단위근을 갖는 불안정시계열이며, 1계 차분을 통해 안정시계열이 되는 I(1)시리즈이다. 이어 전체산업, 제조업, 비제조업, 서비스업 각각에 대해 공적분 검정을 시행하였다.

**Table 4.** Unit root test of price index

Level	Petroleum product price index		Non-petroleum product price index	
	Statistic	Prob.	Statistic	Prob
IPS	0.9447	0.8276	-1.6996	0.0446
ADF	28.2018	0.9986	53.7456	0.4842
PP	23.4512	0.9999	46.6554	0.7507
1st difference	Statistic	Prob.	Statistic	Prob
IPS	-8.7865	0.0000	-12.1719	0.0000
ADF	173.8920	0.0000	251.6240	0.0000
PP	457.2750	0.0000	368.7190	0.0000

Pedroni(1999, 2004)는 패널공적분 검정에 관해 2가지 유형을 제안했는데, 그룹별 오차항의 계열상관계수를 pooling한 그룹내 통계량(within-dimension)과 각 횡단면에 대해 그룹별로 추정된 계열상관계수의 평균에 근거한 그룹간 통계량(between-dimension)이며(Lee et al., 2015), 그 결과는 Table 5와 같다. 그룹내 통계량 4가지와 그룹간 통계량 3가지 대부분에서 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 유의하게(1%, 5%) 기각하였다. 서비스업의 경우에 유의도가 낮은데, augmented Dickey-Fuller 통계량에 기초한 ADF 통계량이 유의한 수준을 보여 본 연구에서는 FMOLS 추정을 진행하였다. 산업별 이질성을 고려하여 그룹간 FMOLS 방법으로 추정하였으며,<sup>14)</sup> 그 결과는 Table 6에 제시하였다.<sup>15)</sup>

<sup>13)</sup>이외 LLC(Levin, Lin and Chu(2002)), Hadri(2000) 등을 적용할 수 있으나 본 연구에서 적용한 IPS, ADF, PP 방법이 상대적으로 전제가 완화된 방법이며 일반적으로 많이 사용하는 방법이다(Lee et al.(2015) 참조).

<sup>14)</sup>Lee et al.(2015)에 따르면, Pedroni(2001)는 그룹내 패널 FMOLS 추정량은 소표본 경우에 표본수 왜곡이 발생하므로 소표본 하에서 표본수 왜곡이 적은 그룹간 패널 FMOLS를 제안하였다.

<sup>15)</sup>추정 결과의 시각적 편의를 위해 종속변수인 부가가치율에 100을 곱해 진행하였다.

**Table 5.** Pedroni Cointegration test results

Method	Case		VA manu(13)		VA non-manu(14)		VA ser(8)	
	Statistic	Prob.	Statistic	Prob.	Statistic	Prob.	Statistic	Prob.
Within-dimension								
Panel $\nu$	2.1597	0.0154	1.1904	0.1170	1.8871	0.0296	0.6681	0.2520
Panel $\rho$	-3.3239	0.0004	-2.4984	0.0062	-2.1866	0.0144	-1.5391	0.0619
Panel PP	-4.2799	0.0000	-3.1850	0.0007	-2.8469	0.0022	-1.9940	0.0231
Panel ADF	-3.9498	0.0000	-2.8853	0.0020	-3.7367	0.0001	-2.7540	0.0029
Between-dimension								
Group $\rho$	-1.0930	0.1372	-0.8836	0.1885	-0.6665	0.2526	-0.1954	0.4225
Group PP	-3.4034	0.0003	-2.5576	0.0053	-2.2617	0.0119	-1.1305	0.1291
Group ADF	-3.7916	0.0001	-2.2296	0.0129	-3.3423	0.0004	-1.9642	0.0248

**Table 6.** Panel FMOLS test results

Case	VA 27 cross		VA manu(13)		VA non-manu(14)		VA ser(8)	
Variable	Coefficient	Prob.	Coefficient	Prob.	Coefficient	Prob.	Coefficient	Prob.
$\gamma_{1i}$	-0.3645 (0.0292)	0.0000	-0.4699 (0.0369)	0.0000	-0.2666 (0.0446)	0.0000	-0.1738 (0.0430)	0.0001
$\gamma_{2i}$	0.2577 (0.0301)	0.0000	0.3424 (0.0380)	0.0000	0.1792 (0.0460)	0.0001	0.1282 (0.0444)	0.0041
$\gamma_{3i}$	0.3233 (0.0292)	0.0000	0.3865 (0.0369)	0.0000	0.2647 (0.0446)	0.0000	0.1657 (0.0431)	0.0001
$\gamma_{4i}$	-0.0973 (0.0118)	0.0000	-0.1089 (0.0149)	0.0000	-0.0865 (0.0180)	0.0000	-0.0660 (0.0174)	0.0002

Note : The figures in parenthese indicate standard error.

$\gamma_{1i}$ 와  $\gamma_{3i}$ 는 1998년 이전의 석유제품 물가와 그 외 생산요소 물가가 부가가치에 미치는 영향을 의미하며,  $\gamma_{2i}$ 와  $\gamma_{4i}$ 는 1998년 이전에 비해 이후에 나타난 영향의 변화를 의미한다. 추정결과는 대상 산업부문 구분에 대해서 모두 유의한 값을 산출하였다. 석유제품을 제외한 생산자 물가는 부가가치율과 동조적인 추이를 보였으며, 1998년 이후 그 효과가 완화되었음을 보였다. 전체 산업부문에 대해서 1998년 이전 석유제품 물가는 부가가치율에 -0.3645 정도의 효과를 주었으나 1998년 이후 이는 0.2577의 조정을 보여 -0.1068(= $\gamma_{1i} + \gamma_{2i}$ ) 정도로 완화되었다. 석유제품을 제외한 생산자 물가는 1998년 이전에 0.3223 정도의 영향을 주었으나, 1998년 이후 이는 -0.0973의 조정을 보여 0.2260(= $\gamma_{3i} + \gamma_{4i}$ ) 정도로 완화되었다. 제조업, 비제조업, 서비스업에 대해서도 같은 방향의 변화가 나타났다. 비석유제품 가격의 영향도 과거에 비해 완화된 것으로 나타났다. 이는 석유제품 가격의 변화가 전반적인 산업부문의 부가가치율 변동에 주는 영향이 완화되었다

는 것을 의미한다.

$\gamma_{1i}$ 의 추정치에 따르면 석유제품 가격 상승이 부가가치율을 하락시키는 효과는 제조업이 가장 크며, 서비스업이 가장 작은 것으로 나타났다. 아울러  $\gamma_{2i}$ 에 따르면 1998년 이후에 석유제품 가격 상승의 부가가치율 하락 효과는 제조업 -0.1275, 비제조업 -0.0874, 서비스업 -0.0456 수준으로 완화된 것으로 나타났다.

### 3. 실증분석 결과 요약

연자료를 이용한 실증분석 결과 소비자물가에 영향을 미치는 유가 상승기 유가의 효과는 1998년 이전에  $\beta_4=0.0397$ 의 추정치를 보였는데, 1998년 이후 이는  $\beta_4+\beta_5=0.0123$ 의 추정치를 보였다. 월자료를 이용한 결과는 1998년 이전에  $\beta_4=0.0397$ 로 추정되었는데, 1998년 이후 이는  $\beta_4+\beta_5=0.0123$ 으로 추정되었다.

부가가치율에 대한 유가의 효과는 전산업의 경우 1998



년 이전에  $\gamma_{1i}=-0.3645$ 의 추정치를 보였으며, 이후 이는  $\gamma_{1i}+\gamma_{2i}=-0.1068$ 의 추정치를 보였다. 이와 같은 관계는 제조업, 비제조업, 서비스업 각각을 대상으로 한 경우에도 같은 효과가 확인되었다. 고유가 시기 소비자물가와 부가가치율에 유가가 미치는 영향은 1998년 이후 완화된 것을 나타냈다.

### 3. 결 론

2000년 이후에도 유가상승은 과거에 비견될 수 있을 만큼 상승하였으나 경제성장, 소비 등 경제변수들에 미치는 영향은 상대적으로 안정적인 모습을 보였다. 이에 본 연구는 우리 경제에 구조변화가 있었던 1998년 외환위기 시점을 기준으로 유가에 대한 우리 경제의 반응이 변화하였음을 실증적으로 보이고자 하였다.

유가의 변화는 생산요소 가격을 통해 생산비용에 영향을 주고, 이는 최종 소비재 가격에 영향을 줌으로써 경제의 부가가치 생산에 영향을 미친다. 따라서 본 연구는 1998년을 기준으로 전후 기간에 대해 유가 및 생산자물가가 소비자물가에 미치는 영향이 변화하였음을 확인하였고, 이어 패널 공적분 검정을 통해 산업부문별 부가가치율에 생산자물가가 미치는 영향도 변화하였음을 확인하였다. 소비자물가에 대한 고유가 시기 유가의 효과는 1998년 이후 0에 가까운 값으로 변화를 보였으며, 부가가치율에 미치는 효과는 1998년 이후 약 70% 정도 완화되는 변화를 보였다. 이는 생산비용 상승의 소비자 가격에 전가가 완화되었으며 부가가치에도 영향이 완화되었음을 의미한다.

유가상승에 대해 경제주체들은 안정성을 확보하기 위해 다양한 방안들을 고민해 왔는데, 그 효과가 발현되고 있는 것인지, 우리 경제의 생산여건이 변화한 것이지는 추가적인 연구가 필요할 것이다. 또한 실증분석 결과의 원인에 대해서는 생산자물가와 소비자물가 간의 관계변화 및 그 원인, 유가상승에 따른 산업부문의 요소투입 형태 및 생산품 변화 등 다양한 접근의 연구가 수행되어야 할 것이다.

본 연구는 유가 상승이 경제에 미치는 영향 변화의 양상을 실증함으로써 궁극적으로 우리경제의 안정성 확보 및 최적 정책마련을 위한 연구들의 기초자료를 제공한다는 데에 의의가 있다.

## 사 사

본 연구는 한국지질자원연구원 기본사업(GP2020-05; 23-3214)의 재원으로 수행되었습니다.

## References

- Bae, Y. (2014) The Impact of Demographic structure on stock prices : a cointegration approach. *Korea and the World Economy(KWE)*, v.32, n.3, p.79-102.
- Bangake, C. and Eggoh, J.C. (2009) International capital mobility in African countries: A panel cointegration analysis. Center for the Study of African Economies (CSAE). Oxford University.
- Bank of Korea(BOK, Economic Research Institute). (2009) A study on prices in Korea, 2009-1(in Korean)
- Bhattacharya, K. and Bhattacharyya, I. (2001) Impact of Increase in Oil Prices on Inflation and Output in India. *Economic and Political Weekly*, v.36, p.4735-4741.
- Blanchard, J. and Gali, J. (2007) The Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks: Why Are the 2000s So Different from the 1970s? NBER Working Paper No 13368, <http://www.nber.org/papers/w13368>. doi: 10.3386/w13368
- Bohi, D.R. (1991) On the macroeconomic effects of energy price shocks. *Resources and Energy*, v.13(2), p.145-162. doi: 10.1016/0165-0572(91)90012-R
- Bruno, M. and Sachs, J. (1982) Energy and resource allocation: a dynamic model of the "Dutch Disease". *The Review of Economic Studies*, v.49(5), p.845-859. doi: 10.2307/2297191
- Burbridge, J. and Harrison, A. (1984) Testing for the effects of oil price rises using vector autoregressions. *International Economic Review*, v.25, p.459-484. doi: 10.2307/2526209
- Choi, I. (2001) Unit Root Tests for Panel Data. *Journal of International Money and Finance*, v.20, p.249-272. doi: 10.1016/S0261-5606(00)00048-6
- Darby, M.R. (1982) The Price of Oil and World Inflation and Recession. *American Economic Review*, v.72, p.738-751.
- De Gregorio, J., Landerretche, O., Neilson, C., Broda, C. and Rigobon, R. (2007) Another pass-through bites the dust? Oil prices and inflation [with comments]. *Economia*, v.7(2), p.155-208.
- Edelstein, P. and Kilian, L. (2007) The response of business fixed investment to changes in energy prices: A test of some hypotheses about the transmission of energy price shocks. *B.E. Journal of Macroeconomics*, v.7, n.1, November, Article 35. doi: 10.2202/1935-1690.1607
- Erdal, H. and Erdal, G. (2020) Panel FMOLS Model Analysis of the effects of Livestock support policies on sustainable animal presence in Turkey. *Sustainability*, 12, 3444. doi: 10.3390/su12083444
- Hadri, K. (2000) Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data. *Econometric Journal*, v.3, p.148-161. doi: 10.1111/1368-423X.00043
- Hamilton, J. D. (1983) Oil and the macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy*, v.91(2), p.228-248.
- Hamilton, J.D. (1996) This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship. *Journal of Monetary Economics*, v.38(2), p.215-220. doi: 10.1016/S0304-3932(96)01282-2
- Herrera, A. and Pesavento, E. (2009) Oil price shocks, systematic monetary policy, and the 'great moderation'. *Macroeconomic Dynamics*, v.13, n.1, p.107-137. doi: 10.1017/S1365100508070454
- Hooker, M.A. (2002) Are oil shocks inflationary? Asymmetric and

- nonlinear specifications versus changes in regime. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.34, 540-561.
- Hooker, M.A. (1996) What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship? *Journal of Monetary Economics*, v.38, p.195-213. doi: 10.1016/S0304-3932(96)01281-0
- Im, K.S., Pesaran, M.H. and Shin, Y. (2003) Testing for Unit Root in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, v.115, p.53-74. doi: 10.1016/S0304-4076(03)00092-7
- KDI. (2021) Recent Oil Price Hikes and the Ripple Effect on the Korean Economy, *KDI Economic Outlook 2021-1st Half*, pp.51-60.
- Kilian, L. (2014) Oil Price Shocks Causes and Consequences. *Annual Review of Resource Economics*. *Annual Reviews*, v.6(1), p.133-154. doi: 10.1146/annurev-resource-083013-114701
- Killian, L. (2008). A comparison of the effects of exogenous oil supply shocks on output and inflation in the G7 countries. *Journal of the European Economic Association*, v.6(1), p.78-121.
- Kim, S.H., Kim, Y.D. and Cho, K.Y. (1999) Impact of international oil price increases on national economy: an analysis using computable general equilibrium model. *Journal of International Trade and Industry Studies*, v.4, n.1, p.293-314.
- Lee, D., Lee, J. and Choe, J.I. (2015) Effect of Regulation on Labor Productivity : Empirical Analysis Using a Panel of Korean Industries. *BOK Working Paper*, 2015-9.
- Lee, I.G. (2002) Structural Breaks in the Securities markets. *The Korean Journal of Financial Management*, v.19., n.1., p.1-32.
- Lee, K., Ni, S. and Ratti, R.A. (1995) Oil Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Variability. *The Energy Journal*, v.16, n.4, p.39-56.
- Lee, K.Y. and Jung, H. (2002) An Effect of Oil Price Increase on the National Income, Inflation and Monetary Policy. *Journal of Money and Finance*, v.16, n.2, p.103-129.
- Lee, K.Y. (2011) The Effects of Oil Price Shocks on the Macroeconomic Variables. *Journal of Money and Finance*, v.25, n.4, p.59-93.
- Levin, A., Lin, C.F. and Chu, C. (2002) Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties. *Journal of Econometrics*, v.108, p.1-24. doi: 10.1016/S0304-4076(01)00098-7
- Long, S. and Liang, J. (2018) Asymmetric and nonlinear pass-through of global crude oil price to China's PPI and CPI inflation. *Ekon. Istraz.* v.31, p.240-251. doi: 10.1080/1331677X.2018.1429292
- Maddala, G.S. and Wu, S. (1999) A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v.61, p.631-652. doi: 10.1111/1468-0084.0610s1631
- Mork, K.A. and Hall, R.E. (1980) Energy prices, Inflation and Recession 1974-1975. *The Energy Journal*, v.1(3), p.31-63.
- Mork, K.A. (1989) Oil and the macroeconomy when prices go up and down; an extension of Hamilton results. *Journal of Political Economy*, v.97(3), p.740-744.
- Pedroni, P. (2000) Fully-modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. *Adv. Econom.*, v.15, p.93-130. doi: 10.1016/S0731-9053(00)15004-2
- Phillips, P.C.B. and Hansen, B.E. (1990) Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *Review of Economic Studies*, v.57, p.99-125. doi: 10.2307/2297545
- Pierce and Enzler (1974) The effects of external inflationary shocks. *Brookings Papers on Economic Activity*, v.5, n.1, p.13-62. doi: 10.2307/2534072
- Rasche, R.H. and Tatom, J.A. (1977) The Effects of the New Energy Regime on Economic Capacity, Production, and Prices. *Economic Review*, FRB of St. Louis, v.59, n.4, p.2-12. doi: 10.20955/r.59.2-12.cdy
- Rhee, D., Park, Y. and Kang, E.J. (2012) The Macroeconomic Effects of International Risks on the Korean Economy in a Medium-Term Perspective. *KIEP Policy Analyses*, v.11, n.05, KIEP.(단행본)
- Shigehara, K. (1982) Absorption of the two oil shocks: The Japanese case. *European Economic Review*, v.18, issue.1, p.249-261. doi: 10.1016/0014-2921(82)90079-4
- Shin, D., Jo, H.H. and Chang, M. (2015) An Analysis on the Heterogeneity of Residential Electricity Consumption Depending on Income Level: Evidence from Urban Household in South Korea. *Korea Energy Economic Review(KEER)*, v.14(3), p.27-81. doi: 10.22794/keer.2015.14.3.002
- Taghizadeh-Hesary, F., Rasoulinezhad, E. and Yoshino, N. (2019) Energy and food security: Linkages through price volatility. *Energy Policy*, v.128, p.796-806. doi: 10.1016/j.enpol.2018.12.043
- Vangrevellinghe, G. (1982) Absorption of the two oil shocks: The French case. *European Economic Review*, v.18(1), p.263-266. doi: 10.1016/0014-2921(82)90080-0
- Yoon, J. and Kim, T. (2006) A Stability Test of the Won Exchange Rates Considering Structural Change. *Korean Journal of EU Studies*, v.11, n.2, p.97-116.